

# 빈곤완화에 영향을 미치는 요인: 마코프 전환확률에 기초한 GARCH와 ARCH 모형을 중심으로\*

유 영 미

## 국문요약

본 연구는 빈곤상태를 극빈곤, 빈곤, 완빈곤의 3가지로 분류하여 종단적인 차원에서 빈곤완화에 대한 인적 자본, 가족생애주기, 노동시장 요인의 영향을 분석하였다. 이를 위해 마코프 전환확률(Markov transition Probability)에 기초한 GARCH와 ARCH 모형을 적용하였으며, 다음과 같이 제언할 수 있다. 사회안전망 구축을 토대로 네트워크를 통한 통합된 접근과 함께 효율적인 분권화 및 부처 간 횡적 협조·조정체계를 구축을 통해 적절한 서비스 지원을 모색해야 한다. 또한 법률 재편을 통한 정책 개선과 프로그램이 마련되어야 하며, 빈곤층의 고용안정성을 높일 수 있도록 일-양육 양립 관련 정책과 적극적 노동시장정책이 확대 등의 정책·제도적인 개편에 대한 방향성을 설정해야 한다. 그리고 빈곤층의 필요와 욕구에 대한 맞춤형 서비스 및 프로그램을 마련해야 하며, 이때 시민사회의 자율성 보장과 기업, 민간의 역할 또한 중요하다.

주제어: 빈곤 완화, 사회안전망, 네트워크

## I. 서론

한국경제는 자본주의 산업화 과정을 통해 급성장하였고, 1996년 OECD 가입으로 형식상 선진국 대열에도 진입하게 되었다. 그러나 경제성장의 결과가 모든 부문에서 삶의 질을 고르게 향상시켰는가에 대해서는 여전히 의문이 남는다. 특히 빈곤층의 삶을 조망해볼 때 더욱 그러하다. 빈곤은 인간사회에서 가장 오래되고 심각한 문제로서 모든 국가와 사회에서 사회복지제도의 핵심적인 과제가 되고 있다. 본 연구도 빈곤층의 삶의 질 향상을 위해 어떻게 접근해야 하는지에 대한 관심에서 비롯되었다.

초기 농경사회에서는 자연발생적인 상부상조에 의해서, 중세 봉건사회에서는 교구 중심의 자선 사업에 의해서, 근세 자유주의 사회에서는 빈민법에 의해서, 그리고 현대 산업사회에서는 소득의 재분배를 목적으로 하는 사회복지정책을 통해서 빈곤을 경감시키려고 노력하고 있다(박병현, 2004). 그러나 복지국가의 사회정책은 1970년대 들어서면서 포드주의적 자본축적방식이 한계를

\* 이 논문은 2012년 울산과학기술대학교 교내학술연구비 지원에 의해 수행됨.

드러내며, 위기에 처함에 따라 더 이상 지속 불가능한 사치였다는 인식을 하게 되었다. 한국 사회복지 체제 또한 post-Fordist 축적구조의 결과로 나타난 위기를 조정하기 위해 전략적으로 케이지안 워크페어전략(Keynesian Workfare Strategy)을 선택하였다(Boram Hwang, 2008b). 지구화 과정 속에서 국민국가(national state)의 변환에 의해 지리적 제약이 점차 사라져감에 따라 세계는 하나의 생활공간으로 축소되었으며, 개방경제하에서 구조적 경쟁력을 갖기 위하여 끊임없는 혁신을 강조하며 생산성 확대와 유연성 제고를 시도하였다(Jessop, B, 1994), 노동시장에서의 유연성 제고는 비공식 부문의 노동자를 확대시켰으며(Dickens, 2004), 지구화(Globalization)의 진전으로 노동시장에서는 ‘바닥을 향한 경주(race to the bottom)’가 대세가 되었다(Pierson, 2001). 이는 선진국 대도시에서 비공식 부문이 성장하는 것에 대해 언급한 Sassen(2001)과 노동의 공간적 분업에 의한 양극화를 논의한 Massey(1995)를 통해서도 빈곤심화 현상이 나타나고 있음을 추론할 수 있다.

이처럼 빈곤이 심각한 사회문제가 되면서 개편되고 있는 정책은 빈곤완화를 비롯한 사회적 위험을 감소시켜야 한다. 이에 본 연구의 목적은 빈곤층의 삶의 질 향상을 견인할 수 있는 빈곤완화 결정 요인을 규명하는 것이다. 본 논문은 이러한 문제의식 하에 자칫 단순하게 일반화될 수 있는 빈곤에 관한 정책형성을 예방하고자 다양한 관점에서 접근하여 실효성 있는 정책을 제시하고자 하였다. 따라서 본 연구는 중요 요인들을 파악하고자 독립변수로서 수요자 특성요인인 인적자본 요인, 가족생애주기 요인, 그리고 공급자 특성요인인 노동시장 요인 모두를 포함하였다. 또한 선행 연구들(강철희·김교성, 1999; 유태균, 1999; 금재호, 2003; 장지연·호정화, 2001; 정인수, 2001; 구인회, 2005; 임세희, 2006; 지은정, 2007)이 제시하는 취업 여부나 탈빈곤 여부 등의 이분법적 기준에서 벗어나기 위해 빈곤상태를 극빈곤(E), 빈곤(P), 완빈곤(M)의 3가지 유형으로 구분하여 빈곤완화에 대한 메커니즘을 깊이 있게 이해하고자 하였다. 마지막으로 과정적 측면과 장기적인 안목에서의 빈곤완화를 위한 요인을 파악하기 위하여 종단연구의 차원에서 가장 적합하다고 판단되는 한국 노동패널조사 자료를 활용하였으며, 마코프 전환확률(Markov transition Probability)에 기초한 GARCH와 ARCH 모형을 활용하여 분석하였다. 이를 통해 빈곤층의 일반적 특성과 인적자본 요인, 가족생애주기 요인, 노동시장 요인이 빈곤완화에 미치는 영향을 검증하였다.

이에 본 연구의 목적은 빈곤의 악순환을 감소시키기 위한 빈곤완화에 영향을 미치는 요인을 규명하여 실효성 있는 정책을 제시하는데 이바지하고자 한다. 이를 바탕으로 사회안전망 구축, 네트워크 형성 등 사회통합을 통해서 삶의 질 향상을 도모할 수 있을 것이다.

## II. 이론적 배경

### 1. 빈곤에 대한 논의

빈곤의 개념은 흔히 절대적 빈곤과 상대적 빈곤으로 나누어지는데, 절대적 빈곤은 궁핍으로서의 빈곤(poverty as deprivation)과 동일한 의미로 사용되며, 인간이 삶을 영위하는데 필요한 절대적 욕구를 해결하지 못하는 상태이며, 상대적 빈곤은 절대적 궁핍으로서의 빈곤개념과는 달리

불평등으로서의 빈곤(poverty as inequality)과 관련되며, 특정 사회의 전반적인 생활수준을 고려한 상대적 박탈과 불평등의 개념을 중시한다(박병현, 2004). 본 연구에서는 우리나라의 빈곤층이 빈곤의 진입과 이탈이 잦고, 빈곤을 벗어나더라도 대부분 차상위계층에 머물러있다는 점(구인회, 2005)과 연구 대상인 빈곤층이 최저생계비 이하의 절대적 빈곤층 뿐 아니라 상대적으로 소득이 낮은 사람들까지 포함하는 개념이라는 점에 주목하여 절대적 빈곤의 개념보다는 상대적 빈곤의 개념이 적합할 것이라는 판단을 내렸다. 또한 본 연구의 분석자료인 한국노동패널조사 자료의 소득 과소보고문제로 인해 대부분의 선행연구에서 상대적 빈곤개념을 활용했다.

이에 본 연구는 한국노동패널조사 자료의 가구소득을 통해 분석하고자 하며, 본 연구대상인 빈곤층의 기준은 소득불평등의 개념보다는 소득분포상의 낮은 지위를 가지고 있는 빈곤층에 더 집중해야하는 개념에 보다 가깝기 때문에, 소득의 중앙값인 중위소득을 빈곤의 기준으로 활용하였다. Funches(1967; Atkison, 1998 재인용), OECD(1994), 그리고 ILO의 공식연구보고서를 작성한 Anker R, I. 외(2002) 등 대부분의 연구에서는 중위소득 50%선을 사용하고 다는 점에 착안하여, 이상호·최효미(2004)의 연구를 참고하여 빈곤상태를 조작화하였다. 따라서 본 연구에서의 빈곤상태는 극빈곤(Extreme poverty: 이하E)은 중위소득 20% 미만, 빈곤(Poverty: 이하 P)은 중위소득 20%에서 50%사이, 그리고 완빈곤(Mild poverty: 이하 M)은 중위소득 50%에서 70%사이의 세가지로 상태(state)로 구분하여 이분법적 구분에서 벗어나, 분석의 결과를 보다 풍부하게 제공하고자 하였다.

## 2. 빈곤완화 요인에 대한 논의

### 1) 인적자본 관련 요인

일반적으로 인적자본은 소득발생과 관련 있는, 선천적으로 가진 재능과 후천적으로 획득한 지식의 총합으로 정의내릴 수 있으며, 인적자본에 대한 투자를 통해 숙련된 기술을 보유하게 되고 이는 개인의 생산성과 직결된다고 본다. 첫째, 교육수준과 빈곤완화 간 정(+)적인 관계를 지지하는 연구가 대부분이다. Barro(1990)는 국가간 비교연구를 통해 교육의 중요성을 강조하였으며, 장지연·호정화(2001), 최옥금(2004)의 연구에서도 교육수준이 높을수록 경제적 지위가 향상되는 것, 즉 빈곤이 완화되는 것으로 나타났다. 둘째, 건강상태가 빈곤완화에 미치는 영향에 대해서 파악할 수 있는 실증적 연구는 사회경제적 불평등과 건강의 관계를 측정한 Krieger, Chen & Ebel(1997), 건강과약을 위한 사회경제적 지위 측정지표를 연구한 Daly, Duncan, McDonough, and Williams(2002), 신순철과 김문조(2007) 등은 건강과 지위간 관계의 중요성을 각인시킴으로써 빈곤완화를 통한 지위 향상을 도모해야한다는 것을 추론하게 한다. 셋째, 직업훈련이 빈곤완화에 미치는 영향에 관한 연구는 학자에 따라 상반된 결과를 보인다. Ashenfelter(1978)는 미국의 CETA(the Comprehensive Employment & Training Act) 훈련 참가자들을 대상으로 직업훈련 전후의 연간소득에 대한 비교를 통해, 훈련 뒤 소득효과가 높다고 추정하였으며, Blalock(1990)의 연구에서 또한 직업훈련은 훈련 참가자의 취업 지속성과 소득상승 등에 효과가 있는 것으로 나

타났다. 넷째, 인적자본론은 후기로 오면서 근속기간이라는 요인에 강조점을 두면서 다양한 직업 간에 나타나는 보상에 있어서의 차이는 바로 그들이 가지고 있는 직업에서의 근속기간의 차이에서 비롯되는 것이라고 주장한다(Mincer, Jacobs and Polachek, 1974). 경력년수가 증가할수록 인적자본이 축적되며 이를 통해 임금수준이 증가하며(Mincer, Jacobs and Polachek, 1974; Heckman and Borjas, 1980; 강철희·김교성, 1999; 김가을, 2007), 이는 결국 빈곤완화 가능성을 높인다고 추론할 수 있다. 과거 취업경력은 일에 대한 숙련도 및 정보의 크기와 비례한다고 가정되며, 이러한 숙련의 향상은 더 높은 임금과 승진의 근거가 되기 때문에 취업경험이 없거나 짧은 사람에 비해 안정적인 고용상태를 유지할 가능성이 크다는 것이다(Heckman and Borjas, 1980).

## 2) 가족생애주기 관련 요인

일-가정 양립 추세에 따른 정책적·실천적 함의를 위하여 전체적인 틀에서의 빈곤완화 요인으로 가족생애주기로인을 고려할 필요가 있다고 생각한다. 가족 생애주기(Family life-cycle), 즉 개인이 가족생활에서 경험하는 미혼, 결혼, 출산, 육아, 그리고 노후의 각 단계에 걸친 시간적 연속 등 가족 안에서 이루어지는 삶에 대해서 동태적으로 빈곤에 접근해야한다(김가을, 2007). 먼저 혼인상태와 빈곤완화에 관한 연구를 살펴보겠다. 기혼인 경우 실업기간과 재취업까지의 기간이 짧게 나타나는 연구도 있다(강철희·김교성, 1999; 유태균, 1999). 그리고 가구주인 경우에 비가구주에 비해 가족에 대한 경제적 책임이 크고 심리적 부담감이 크게 작용하므로 실업기간이 짧게 나타날 뿐 아니라, 직업경험 등 보다 높은 인적자본을 소유하므로 정규직으로의 재취업가능성이 높게 나타나는 연구가 있다(강철희·김교성, 1999; 유태균, 1999). 마지막으로, 출산 및 육아와 관련하여 자녀 유무가 빈곤완화에 영향을 미친다. 노동력 공급에 대한 자녀의 영향력은 미시적 수준에서 부(-)의 관계를 갖는 것으로 알려져 있다(Bowen과 Finegan, 1969; Cain과 Dooley, 1976). 이는 가부장제 이데올로기의 배경 하에서 남성은 노동시장의 경쟁에서 여성을 배제시키고 여성을 유향 노동력으로 남게 하였으며, 여성으로 하여금 가정 내에서 가사일과 양육 등을 계속 수행하도록 만들기 때문이다(박현순, 2009).

## 3) 노동시장 관련 요인

본 연구는 인적자본 요인, 가족생애주기로인 등 수요자 특성 부분 뿐 아니라 공급자 특성이라고 할 수 있는 노동시장 특성이 빈곤완화에 미치는 요인 또한 함께 고려하고자 한다. 첫째, 직종부터 살펴보면, 대체적으로 관리 및 전문직, 그리고 사무직 종사자였던 사람들이 생산직 종사자였던 사람들보다 재취업시 정규직 고용형태에 놓일 가능성이 높게 나타났으며, 생산직이나 단순 노무직에 종사했던 사람들의 실업기간이 관리·전문직, 사무직에 비해 실업기간이 짧게 나타났다(강철희·김교성, 1999). 둘째, 고용형태 또한 빈곤완화에 영향을 미친다. 저임금과 불안정 고용의 비정규직은 노동수요자에게 낮은 능력 및 생산성으로 직결되는 신호(signal)로 작용하여 노동시

장으로의 진입이 어렵기 때문에, 고임금·안정 고용의 정규직에 비해 실업기간이 길게 나타난다 (유태균, 1999). 셋째, 지역적 요인이 빈곤완화에 미치는 영향에 관한 연구는 학자에 따라 상반된 결과를 보이고 있다. Rosenthal과 Strange(2003)는 도시 규모가 두 배이면 생산성은 3%에서 8% 까지 증가한다고 추정하였다. 정인수(2001)의 지역별 취업이탈 확률 및 요인에 관한 분석을 한 연구를 살펴보면, 실업에 처한 경우 수도권에서의 취업기회가 높지만, 취업한 사람의 취업이탈 확률은 수도권이나 비수도권 관계없이 대도시와 대도시 이외로 구분되어 그 확률이 나타난다고 한다. 우리나라는 중앙집권적 경제사회구조를 중심으로 발전했기 때문에 지역균형발전이 이루어지지 못했으며, 이러한 요인으로 인해 지역별로 경제성장의 차이가 크며, 취업률과 실업률 또한 지역별로 다른 양상을 보이고 있기 때문이다(김가을, 2007). 한편 금재호(2003)의 연구에는 근로 빈곤층의 빈곤에 영향을 미치는 여러 요인들 중 거주지역에 대해 논의하면서 서울 및 경기도, 부산, 경남, 그리고 울산 지역을 제외한 나머지 지역에 거주하는 취업자일 경우 빈곤가구에 속할 가능성이 높다는 것을 밝힘으로써, 그 지역의 취업자들은 상대적으로 저임금 및 저소득에 있다는 것을 시사하였다. 최옥금(2004)의 연구에서는 거주지역이 대도시일수록 괜찮은 일자리로의 이행률이 높다고 분석하였다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석모형

본 연구는 인적자본요인, 가족생애주기요인, 노동시장요인 등 빈곤완화 결정요인 탐색을 위해 마코프 전환확률(Markov transition probability)에 기초한 GARCH-M(Generalized Autogressive Heterkedasticity in Mean: 이하 GARCH-M)과 GARCH(1, 1), 그리고 ARCH(1, 1)모형을 설정하였다(Ho, 2004). 마코프 전환확률은 사건이 이산적으로 발생하고 사건이 범주변수인 경우 유용하게 활용될 수 있기 때문이다(Markus, 1979).

마코프 전환확률을 정의하기 위해서는 어떤 사건이 발생할 수 있는 주어진 상태(State)와 상태의 변화를 나타내는 전환확률이 주어져야 한다. 즉 어떤 사건이 발생하는 조건부 확률이 시간의 흐름에 따라 변화하고, 이 시간의 변화를 일정한 시간 간격으로 구분하여 이산형(Discrete)으로 분석한 것이 마코프 전환확률이며, 이를 수식으로 정의하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} PX_{n+1} = j | X_n = i, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X \\ &= PX_{n+1} = j | X_n = i \\ &= P_{ij} \end{aligned}$$

마코프 전환확률은  $t-1$  시점과  $t$  시점의 자료를 이용해 전환확률을 계산하고, 이 계산된 전환확률을 누적시킴으로써 빈곤완화 가능성을 계산하는 방법이다. 본 모형은 각 개인의 개별적 및 인구학적 특징을 반영하지 못한다는 한계는 존재하지만, 최근의 개별적 빈곤층의 동태적인 움직임과 함께 미래의 노동시장을 예상해볼 수 있다는 점에서 의미있는 작업이라 할 수 있다. 본 연구에서는 극빈곤(E), 빈곤(P), 그리고 완빈곤(M)의 세 가지 상태(state)에 대한 총 9개의 전환확률을 구하여 제시하였다. 이에 따라, 구간별 및 전체기준 초기연도( $t-n$  시점)의 빈곤상태가  $i$  였다가 기준종료연도 ( $t$  시점)에 빈곤상태가  $j$  가 될 가능성인  $P_{ij}$  는 다음과 같은 수식으로 표현될 수 있다.

$$P(E_t = j | E_t = i), i \text{ 와 } j \in S = \{0, 1, 2\}$$

이러한 마코브 전환확률에 기초하여 먼저 15년 동안의 한국노동패널조사 자료를 활용하여 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M), 그리고 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M) 이 본 연구에 적합한 모형인지와 빈곤완화 형태가 미래에도 나타날 것인지 예측하기 위하여 Engle과 Bollerslev(1986)의 연구, 그리고 Engle, Lilien, 그리고 Robins(1987)의 연구에서 제시된 GARCH-M 모형을 이용하였으며<sup>1)</sup>, 수식은 아래와 같다<sup>2)</sup>

$$\begin{aligned} \gamma_t &= \gamma_0 + b\gamma_1\sigma^{2t} + e_t + \theta_1e_{t-1} \\ \sigma^{2t} &= \omega + \alpha e^{2t-1} + \beta\sigma^{2t-1} \end{aligned}$$

다음으로 인적자본요인, 가족생애주기요인, 노동시장요인 중에서 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M), 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 Kroner와 Lastrapes(1993)가 제시한 ARCH(1, 1) 모형을 이용하였다. 본 연구에서 ARCH(1, 1) 모형은 아래 수식과 같으며,  $t$  시점에서의 분산이  $t-1$ 기의 교란항 제곱에 의존하여 계열상관의 형태를 보이며, 오차분산에 자기상관이 없다면 더 이상 ARCH효과는 없게 되는 것이다.

$$\begin{aligned} poverty_t &= a_0 + b_1education_t + b_2healthy_t + b_3job_t + b_4carrier_t + b_5marriage_t \\ &+ b_6house + b_7\chi ldschool_t + b_8sector_t + b_9employment_t + b_{10}location_t \\ &+ b_{11}age_t + \sum_{j=0}^{p-1} I_{1j}porver + \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{1t} | \epsilon_{1t-1} &\sim N(0, h_{1t}) \quad h_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon^{2t-1} + \alpha_2 h_{1t-1} \end{aligned}$$

1) GARCH모형은 Bollerslev(1986)에 의해 일반화되었다.

2)  $\omega$ 는 평균(mean),  $\sigma^{2t-1}$ 는 최근기간으로부터 예측된 분산(GARCH항)과  $e^{2t-1}$ 는 과거기간으로부터 변동성에 대한 정보는 평균방정식에서 수행된 잔차제곱(ARCH항)으로 추정하여 예측하는 것으로서 해석할 수 있다(이홍재·박재석·송동진·임경원, 2005). 즉 GARCH(1, 1) 모형에서  $\alpha_1$ 은 다음 기간의 분산에 대한 충격을 의미하며,  $\beta_1$ 은 과거기간의 모수치를 의미하는 역할을 한다(Markus Haas, Stefan Mittnik 그리고 Marc S. Paoletta, 2004).

## 2. 분석 자료

본 연구는 분석을 위해 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)」 1차년도에서 15차년도까지의 원자료를 이용하였다. 분석에 필요한 표본을 재구성하기 위하여 상대적 빈곤개념 중에서 완빈곤에 해당하는 중위소득 70%까지 해당하는 표본을 추출하여, 1차년도인 1998년부터 15차년도인 2012년까지 반복하여 동일 형식의 각 년도 자료를 만들어 이를 풀링(pooling)하였다.

## 3. 변수 정의 및 측정

본 연구에서의 종속변수는 빈곤완화로서, 빈곤상태의 전환을 의미하며 본 연구에서는 빈곤상태에 따라 극빈곤(Extreme poverty; 중위소득 20% 미만), 빈곤(Poverty; 중위소득 20%에서 50%미만), 그리고 완빈곤(Mild poverty; 중위소득 50%에서 70%미만)으로 구분한 각 빈곤상태간 빈곤완화로 측정하였다. 이론적 검토에서 살펴본 것을 토대로 빈곤을 측정하는 지표는 OECD(1994)에서 사용하는 조정방식인 가구균등화지수(Equivalent Scale)를 가중치로 하고, 조정된 가구소득을 빈곤 결정의 기준으로 삼았다. 한국노동패널조사 자료가 포함하고 있는 소득항목으로는 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 복지수당 등 이전소득, 그리고 기타소득이 있는데, 홍경준(2004)과 구인회(2005)의 경우처럼 한국노동패널조사 자료에 수록된 모든 소득을 가구소득에 포함하였다. 이에 따라 본 연구의 종속변수는 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M), 그리고 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)으로 설정하였다<sup>3)</sup>. 독립변수의 경우 인적자본 요인(교육수준, 주관적 건강상태, 직업훈련경험, 그리고 취업경력), 가족생애주기 요인(혼인상태, 가구주 여부, 학령기 자녀 유무), 노동시장 요인(직종, 고용형태, 거주지역)으로 구성하였다. 마지막으로 마코프 전환확률이  $t$  시점과  $t-n$  시점의 차이를 통해 분석하므로, 시간 의존적(time-dependent) 변수인 연령은 통제변수로 설정하였다. 연령변수는 관측시점 당시의 만 나이를 기준으로, 빈곤완화와 비선형적인 관계를 반영하기 위해 연령의 제곱으로 측정하였다. 이를 정리하면 다음의 <표 III-1>과 같다.

## 4. 분석방법 및 절차

원자료로부터 분석자료를 구성하는 과정, 변수의 조작 등 패널자료의 특성과 분석의 효율성을 감안하여 E-views 7.0을 사용하여 마코프 전환확률(Markov transition Probability)을 통해서 빈곤완화에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 그리고 각 독립변수가 종속변수인 빈곤상태간의 전환에 미치는 영향에 대하여 분석하기 위해 먼저 왜도 첨도 값을 통해 파동여부를 확인하였다. 다음으로 Jarque-Bera 값과 통계적 유의성을 통해 각 모형을 종속변수로 활용가능한지를 살펴보았

3)  $t-1$  시점에 극빈곤(E)이었던 연구대상이  $t$  시점에 빈곤(P)으로 변화,  $t-1$  시점에 극빈곤(E)이었던 연구대상이  $t$  시점에 완빈곤(M)으로 변화,  $t-1$  시점에 빈곤(P)이었던 연구대상이  $t$  시점에 완빈곤(M)으로 변화하는 등의 경우를 통해 측정하는 것이다.

다. 그리고 Engle과 Bollerslev(1986)의 연구와 Engle, Lilien, 그리고 Robins(1987)의 연구에서 제시한 GARCH-M모형을 사용하여 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M), 그리고 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M) 현상이 미래에도 나타나는지 예측해 보았다. 마지막으로 Kroner와 Lastrapes(1993)가 제시한 ARCH(1, 1)모형을 이용하여 각 요인들이 빈곤완화에 미치는 영향과 잔차의 설명력을 살펴보았다.

〈표 III-1〉 변수의 정의 및 측정

구분	항목 및 변수명		변수 측정	척도
종속 변수	빈곤완화 (빈곤상태 간 전환)		극빈곤 (extreme poverty: 중위소득 20% 미만) (1) 빈곤 (poverty: 중위소득 20-50% 미만) (2) 완빈곤 (mild poverty: 중위소득 50-70% 미만) (3)	명목
독립 변수	인적 자본 요인	교육수준	미취학, 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 2년제 대학, 4년 제 대학, 대학원 석사, 대학원 박사의 각 변수를 연속화	비율
독립 변수	인적 자본 요인	주관적 건강상태	나쁘다 (0) 보통이다 (1) 좋다 (2)	명목
		직업훈련경험	경험이 없다와 지금 받고 있다 (0) 경험이 있다 (1)	명목
		취업경력	월(月) 단위로 측정	비율
	가족 생애 주기 요인	혼인상태	미혼 (0) 기혼 (1) 이혼, 별거, 사별 (2)	명목
		가구주 여부	비가구주 (0) 가구주 (1)	명목
		학령기 자녀 유무	학령기 자녀(초·중·고) 있다 (0) 없다 (1)	명목
	노동 시장 요인	직종	미취업자 (0) 단순노무직 (1) 기능직 (2) 농어업 (3) 판매·서비스직 (4) 사무직 (5) 관리·전문직 (6)	명목
		고용형태	미취업자 (0) 상용직 (1) 임시직 (2) 일용직 (3) 고용주 (4) 자영업자 (5) 무급 가족종사자 (6)	명목
		거주지역	서울특별시 (0) 6개 광역시 (1) 강원도 (2) 그 외 도 지역 (3)	명목
통제 변수	연령 제곱		연령 만나이 * 연령 만나이	비율



## IV. 분석결과

### 1. 연구대상의 빈곤상태 및 일반적 특성

연구모형에 대한 검증을 수행하기 전에 본 연구의 분석대상과 이에 활용된 변수들의 빈도분석 및 기술통계분석을 수행한 결과, 그리고 분석시기별 빈곤층의 빈곤상태가 아래에 제시되고 있다. 한국노동패널조사 1차년도 자료부터 15차년도 자료까지 빈곤상태 전환의 동태를 보인 연구대상은 전체 8,182명으로서 극빈곤(E)은 2,341명(28.6%), 빈곤(P)은 3,499명(42.8%), 완빈곤(M)은 2,342명(28.6%)이 포함되었다. 인적자본요인에 대한 기초통계 분석결과, 교육수준의 경우 5년이 2,885명(35.2%), 7년이 1,325명(16.2%), 3년이 1,297명(15.9%), 4년이 1,103명(13.5%), 6년이 962명(11.8%)명으로 나타났다. 주관적 건강상태는 좋다고 응답한 연구대상이 4,450명(54.3%), 보통이다가 2,227명(27.2%), 나쁘다가 1,505명(18.4%)으로 대체적으로 자신의 건강상태에 대하여 긍정적인 경향을 가지고 있음을 알 수 있다. 반면 직업훈련 경험 여부의 경우 경험이 없거나 지금 받고 있다고 응답한 사람이 7,902명(96.6%)으로 경험이 있다고 응답한 사람이 280명(3.4%)으로 나타났다. 다음으로 가족생애주기 요인 중 혼인상태는 기혼이 4,956명으로 60.6%를 차지하였으며, 미혼이 2,002명(24.5%), 이혼·별거·사별이 1,224명(15.0%)으로 나타났다. 그리고 가구주인 연구대상이 6,990명(85.4%)으로 압도적인 비율을 차지하였으며, 학령기 자녀가 없다고 응답한 연구대상은 4,953명(60.5%), 학령기 자녀가 있다고 응답한 연구대상은 3,229명(39.5%)으로 나타났다. 마지막으로 노동시장요인으로 직종의 경우 기능직이 1,146명(14.0%), 단순노무직이 1,028명(12.6%), 농어업이 785명(9.6%), 사무직이 455명(5.6%), 판매·서비스직이 449명(5.5%), 관리·전문직이 255명(3.1%), 미취업자가 48명(0.6%), 무응답이 4,016명(49.1%)으로 나타났다. 고용형태의 경우 상용직이 2,337명(28.6%), 고용주가 1,146명(14.0%), 임시직이 345명(4.2%), 일용직이 323명(3.9%), 자영업자가 277명(3.4%), 무응답이 3,754명(45.9%)으로 나타났다. 그리고 거주지역의 경우 기타 지역이 2023명(24.7%), 6개 광역시가 1,064명(13.0%), 서울특별시가 972명(11.9%)으로 나타났다. 반면 총 8,182명의 분석대상 중에서 산업의 경우 미취업자가 4,096명(50.1%), 무응답이 4,019명(49.1%)으로 나타났다.

### 2. GARCH-M과 ARCH 모형 통한 빈곤완화 결정요인<sup>4)</sup>

#### 1) 연구모형의 적합도 검증

연구모형의 적합도를 살펴보기 위하여 GARCH-M모형을 사용하여 왜도 첨도 값을 파악하여 과동여부를 살펴본 뒤, Jarque-Bera 값과 통계적 유의성을 확인함으로써 각 모형을 종속변수로

4) 이론적 검토를 통하여 설정된 독립변수 중에서 6세 미만 자녀 유무의 경우 무응답이 7361명으로 90%를 차지하였고, 산업의 경우 무응답이 4019명(49.1%)이며 미취업자가 4096명(50.1%)로 나타나, 모형의 적합성에 저해되는 요인이었기에 모형 검증시 분석변수로 사용할 수 없었다.

활용가능한지를 살펴보았다. 본 연구 분석결과 정규분포라는 영가설 가정 하에 극빈곤(E)-빈곤(P) 모형은 왜도(0.40)와 첨도(1.16)의 값에 Jarque-Bera값이 979.8548, 극빈곤(E)-완빈곤(M) 모형은 왜도(0.0004)와 첨도(1)의 값에 Jarque-Bera값이 780.50, 빈곤(P)-완빈곤(M) 모형은 왜도(-0.40)와 첨도(1.16)의 값에 Jarque-Bera값이 979.9945, 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M) 모형은 왜도(-0.424)와 첨도(1.774)의 값을 기초로 정규분포라는 영가설 가정 하에 Jarque-Bera값이 757.3971으로 네 가지 빈곤완화 모델 모두 통계적으로 유의미하다. 세 가지 모형 모두 정규분포 기준인 왜도(0)와 첨도(3)에 비해 과동을 치고 있으므로 정규분포를 띄고 있지 않게 나타나, 본 모형의 분석에 적합한 자료라고 할 수 있다. 따라서 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M), 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)의 상태 변화를 종속변수의 한 모형으로 활용 가능함을 알 수 있다.

## 2) GARCH(1, 1)-M모형 통한 빈곤의 미래 예측효과 검증

GARCH-M모형을 사용하여 각 빈곤완화현상이 미래에도 나타나는지 예측한 결과는 다음 <표 IV-1>와 <표 IV-2>와 같다. 분산에 대한 충격은 극빈곤(E)-빈곤(P)( $\alpha_1 + \beta_1 = 1.014$ ), 극빈곤(E)-완빈곤(M)( $\alpha_1 + \beta_1 = 0.92$ ), 빈곤(P)-완빈곤(M)( $\alpha_1 + \beta_1 = 0.829$ ), 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)( $\alpha_1 + \beta_1 = 1.027$ ) 모두 1의 값에 근접하고 있으므로 변동성의 충격(volatility shocks)이 상당히 미래에 지속적임을 나타내고 있다<sup>5)</sup>. 전체적으로 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M)에 대한 GARCH(1,1)-M모형의 추정은 유효한 것으로 판단된다<sup>6)</sup>. 그러나 극빈곤(E)-빈곤(P)의 설명력은 56.4%, 극빈곤(E)-완빈곤(M)의 설명력은 47.3%, 빈곤(P)-완빈곤(M)의 설명력은 34.5%로서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M) 현상이 현재에 나타나는 현상일 뿐 미래에도 이 상태가 지속된다고 보기는 힘들다. 반면 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)의 설명력은 21.1%로서 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 전체적인 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M) 현상은 미래에도 지속적으로 나타날 것이라고 예측하는 것은 빈곤의 악순환에 대해서 설명하는 것이라고 추론할 수 있다.

5) 변동성 충격(volatility shocks)의 지속성을 통제하는 자기회귀근은  $\alpha + \beta$ 의 합으로서, 모형을 설정할 때 충격이 보다 느리게 소멸되도록 단위근 1에 매우 근접한 값이 되도록 하며, 1의 값에 매우 근사할수록 변동성 충격이 매우 지속적(persistent)이라는 것을 의미하는 것이다(Bauwens, Preminger, 그리고 Rombouts, 2007). 일반적으로 시계열 자료는 연속형 변수로 얻어지지만, 모든 시계열 자료들이 연속형은 아니며 이산형 변수의 형태를 갖는 경우도 많으며 한국노동패널조사 자료 또한 그러하다. 연속형 시계열 자료를 범주형으로 만드는 작업인 클리핑(clipping)을 수행하여 이항(binary) 범주형 분석모형을 이용한 Zhen과 Basawa(2009; 최문선·백지선·황선영, 2010 재인용)의 연구와 연속형 자료를 클리핑하여 확률을 추정한 최문선·백지선·황선영(2010)의 연구를 통해, 본 연구의 종속변수인 빈곤완화에 대해서 GARCH와 ARCH모형에 의한 실증적 분석이 적용가능하다는 것을 추론할 수 있다. 이때 본 연구에서의 빈곤완화라는 종속변수의 해석은 이호진·송원호·장국현·정삼영(2007)에 따라 0에서 1로 갑작스럽게 변화하는 phase-locking 형태로 받아들여지는 것이 아니라, 두 변수의 관계가 0에서 1로 가까워지는지에 대한 것으로 이해해야 한다.

6) GARCH(1,1)-M모형의 추정결과를 보면 추정된 모든 계수들은 통계적으로 유의한 것으로 나타났고( $p < 0.01$ ), 정상성을 위한 계수들에 대한 제약조건 ( $d_0, d_1, \beta_1 > 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1$ ) 도 만족된다.

〈표 IV-1〉 극빈곤(E)-빈곤(P)과 극빈곤(E)-완빈곤(M)에 대한 GARCH(1,1)-M모형 결과

극빈곤(E)-빈곤(P)					극빈곤(E)-완빈곤(M)			
회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도	변수명	회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도
0.963	0.001	755.981	0.000***	MA(1)	0.952	0.001	717.225	0.000***
분산방정식 (Variance Equation)								
0.000	0.000	0.131	0.895	C	0.000	0.000	0.024	0.980
0.966	2.865	0.337	0.736	ARCH(1)	0.764	16.347	0.046	0.962
0.048	3.223	0.015	0.987	GARCH(1)	0.156	17.975	0.008	0.993
0564				R2	0.473			
0.564				Adj. R2	0.472			
0.022				Durbin-Watson	0.017			

\*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

〈표 IV-2〉 빈곤(P)-완빈곤(M)과 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)에 대한 GARCH(1,1)-M모형 결과

빈곤(P)-완빈곤(M)					극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)			
회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도	변수명	회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도
0.954	0.000	983.725	0.000***	MA(1)	0.988	0.004	245.924	0.000***
분산방정식 (Variance Equation)								
0.000	0.000	0.021	0.982	C	0.000	0.000	3.227	0.001***
0.727	6.861	0.106	0.915	ARCH(1)	0.565	0.243	2.324	0.020**
0.102	8.449	0.012**	0.990	GARCH(1)	0.462	0.165	2.790	0.005***
0.345				R2	0.211			
0.345				Adj. R2	0.210			
0.012				Durbin-Watson	0.024			

\*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

### 3) ARCH(1, 1)모형 통한 빈곤완화 영향 요인 검증<sup>7)</sup>

ARCH(1,1)모형을 이용하여 잔차의 설명력을 살펴봄으로써 인적자본요인, 가족생애주기요인, 그리고 노동시장요인이 각 연구모형에 미치는 영향을 검증한 결과는 다음의 <표 IV-3>, <표 IV-4>와 같다. 극빈곤(E)-빈곤(P)과 극빈곤(E)-완빈곤(M) 각 모형에 대해서 교육수준, 주관적 건강

7) ARCH(1,1)모형 분석결과, 극빈곤(E)-빈곤(P)의 설명력이 19.2%이므로 나머지 잔차항에 해당하는  $\epsilon_{1t}$  가 나머지 80.8%를 설명하며, 극빈곤(E)-완빈곤(M)의 설명력이 29.5%이므로 나머지 잔차항에 해당하는  $\epsilon_{1t}$  가 나머지 70.5%를, 빈곤(P)-완빈곤(M)의 설명력이 2%이므로 나머지 잔차항에 해당하는  $\epsilon_{1t}$  가 나머지 98%를 설명하며, 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)의 ARCH(1,1)모형 분석결과 본 연구모형의 설명력이 21.1%이므로 나머지 잔차항에 해당하는  $\epsilon_{1t}$  가 나머지 78.9%를 설명하는 것으로 나타났다. 이는 종속변수인 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M), 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)에 미치는 잔차의 영향력이 매우 크다는 것을 알 수 있으며, 잔차항  $\epsilon_{1t}$ 의 움직임에 대한 모형, 잔차, 그리고 표준잔차에 대한 추정결과 횡축을 기준으로 서로 이웃하는 잔차항 사이에 같이 움직이는 경향을 보이므로 자기상관이 있음을 알 수 있다.

상태, 혼인상태, 학령기 자녀 유무, 직종, 거주지역, 그리고 연령제공은 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과가 의미하는 것은 인적자본요인, 가족생애주기요인, 노동시장요인, 그리고 연령제공이 극빈곤(E)에서 빈곤(P)으로, 혹은 빈곤(P)에서 극빈곤(E)으로 그리고 극빈곤(E)에서 완빈곤(M)으로, 혹은 완빈곤(M)에서 극빈곤(E)으로 빈곤상태 간 전환이 작용하였다는 것을 의미한다.

〈표 IV-3〉 극빈곤(E)-빈곤(P)과 극빈곤(E)-완빈곤(M)에 대한 ARCH(1, 1)모형의 추정결과

극빈곤(E)-빈곤(P)					극빈곤(E)-완빈곤(M)			
회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도	변수명	회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도
-0.034	0.009	-3.807	0.000***	교육수준	-0.043	0.009	-4.465	0.000***
-0.112	0.016	-6.709	0.000***	주관적 건강상태	-0.133	0.019	-6.940	0.000***
-0.001	0.079	-0.018	0.985	직업훈련경험	-0.062	0.074	-0.844	0.398
-0.000	0.000	-0.090	0.928	취업경험	-0.000	0.000	-0.305	0.760
0.062	0.020	3.025	0.002***	혼인상태	0.068	0.022	3.003	0.002***
-0.033	0.032	-1.012	0.311	가구주 여부	-0.040	0.035	-1.160	0.245
0.209	0.029	7.116	0.000***	학령기 자녀유무	0.267	0.030	8.833	0.000***
-0.024	0.009	-2.715	0.006***	직종	-0.029	0.008	-3.319	0.000***
-0.003	0.007	-0.458	0.646	고용형태	-0.011	0.007	-1.383	0.166
-0.025	0.011	-2.211	0.027**	거주지역	-0.023	0.011	-2.072	0.038**
0.000	0.000	26.485	0.000***	연령제공	0.000	0.000	70.766	0.000***
0.591	0.067	8.741	0.000***	오차항	0.743	0.074	10.037	0.000***
분산방정식 (Variance Equation)								
0.126	0.087	1.444	0.148	C	0.114	0.070	1.29	0.103
0.150	0.090	1.663	0.096*	ARCH(1)	0.150	0.079	1.895	0.058*
0.600	0.258	2.318	0.020**	GARCH(1)	0.600	0.223	2.685	0.007***
99.147				F	140.040			
0.000***				p	0.000***			
0.192				R2	0.295			
0.190				Adj. R2	0.293			
0.268				Durbin-Watson	0.391			

\*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

빈곤(P)-완빈곤(M)에 대해서 교육수준, 학령기 자녀유무, 그리고 연령제공은 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과가 의미하는 것은 인적자본요인, 가족생애주기요인, 연령제공이 빈곤(P)에서 완빈곤(M)으로, 혹은 완빈곤(M)에서 빈곤(P)으로 빈곤상태 간 전환이 작용

하였다는 것을 의미한다.

극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)에 대해서 교육수준, 주관적 건강상태, 취업경험, 혼인상태, 학령기 자녀 유무, 직종, 그리고 연령제곱은 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과가 의미하는 것은 인적자본요인, 가족생애주기요인, 노동시장요인, 연령제곱이 극빈곤(E)에서 빈곤(P), 완빈곤(M)으로, 혹은 완빈곤(M)에서 빈곤(P), 극빈곤(E)으로 빈곤상태 간 전환이 작용하였다는 것을 의미한다.

〈표 IV-4〉 극빈곤(E)-빈곤(P)과 극빈곤(E)-완빈곤(M)에 대한 ARCH(1,1)모형의 추정결과

빈곤(P)-완빈곤(M)					극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)			
회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도	변수명	회귀계수	표준오차	z-통계량	유의도
-0.019	0.010	-1.864	0.062*	교육수준	0.036	0.007	5.105	0.000***
-0.029	0.021	-1.376	0.168	주관적 건강상태	0.101	0.013	7.750	0.000***
-0.050	0.052	0.932	0.379	직업훈련경험	0.050	0.055	0.917	0.358
-0.000	0.000	-0.000	0.999	취업경험	0.000	0.000	2.716	0.006***
0.028	0.026	1.069	0.284	혼인상태	-0.064	0.016	-3.876	0.000***
-0.031	0.036	-0.869	0.384	가구주 여부	0.035	0.025	1.394	0.163
0.073	0.026	2.747	0.006***	학령기 자녀유무	-0.182	0.020	-8.824	0.000***
-0.009	0.008	-1.209	0.226	직종	0.016	0.006	2.500	0.012**
-0.008	0.008	-0.982	0.326	고용형태	0.006	0.005	1.070	0.284
-0.002	0.010	-0.245	0.806	거주지역	0.013	0.008	1.512	0.130
0.000	0.000	63.604	0.000***	연령제곱	-0.000	0.000	-101.079	0.000***
0.737	0.086	8.572	0.000***	오차항	0.377	0.053	7.117	0.000***
분산방정식 (Variance Equation)								
0.152	0.334	0.457	0.647	C	0.091	0.052	1.724	0.084*
0.150	0.312	0.479	0.631	ARCH(1)	0.150	0.081	1.843	0.065*
0.600	0.830	0.722	0.470	GARCH(1)	0.600	0.225	2.665	0.007***
9.191				F	156.393			
0.000***				p	0.000***			
0.020				R2	0.211			
0.017				Adj. R2	0.210			
0.029				Durbin-Watson	0.298			

\*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

## V. 논의 및 결론

본 연구는 마코프 전환확률을 중단연구에 적용한 GARCH모형과 ARCH모형을 통해 빈곤완화 요인을 규명하고자 하였으며, 이를 위해 인적자본 요인, 가족생애주기 요인, 노동시장 요인이 빈곤완화에 미치는 영향을 추정하였다. 이를 통해 밝혀진 주요 분석결과에 대한 요약 및 논의는 다음과 같다.

### 1. 연구결과 논의

우선 인적자본 관련 요인의 빈곤완화에 대한 영향을 분석하기 위하여 교육수준, 주관적건강상태, 직업훈련경험, 취업경험이 통계적으로 유의미한 결정요인인지 살펴보았다. 교육수준은 모든 모형에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)으로의 전환( $p < 0.01$ ) 모형의 경우 교육수준이 낮을수록 빈곤의 악순환이 일어나는 것으로 나타났다. 그러나 극빈곤(E)에서 빈곤(P), 그리고 극빈곤(E)에서 완빈곤(M)으로의 전환에는 교육수준 이외에도 주관적 건강상태, 혼인상태, 학령기 자녀유무, 직종, 거주지역 등의 변수가 영향을 미치는 반면, 빈곤(P)에서 완빈곤(M)으로의 전환에 있어서는 교육수준( $p < 0.10$ )과 학령기 자녀유무( $p < 0.01$ )만이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 현실적으로 빈곤층의 교육수준을 증가시키는 것보다 교육경험의 증가가 더 용이하므로 이를 대체할만한 평생교육, 직업훈련 및 취업경험이 빈곤완화에 유의미한 영향을 미칠 수 있도록 관련 정책 및 제도를 개선하는 등 교육수준을 대체할 만한 요인들에 대한 정책적 고려가 필요할 것으로 보인다. 주관적 건강상태는 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)으로의 전환에서 건강상태가 좋지 않을수록 빈곤의 악순환이 일어난다고 나타났으며( $p < 0.01$ ), 극빈곤(E)에서 빈곤(P)으로, 극빈곤(E)에서 완빈곤(M)으로의 전환인 극빈곤(E)을 벗어나는 데에는 유의미한 영향을 미쳤다( $p < 0.01$ ). 직업훈련 경험의 경우 빈곤완화 간 상관성이 검증되지 않았으며, 직업훈련 경험이 노동시장에서의 이탈만을 억제할 뿐 실질적 취업능력 제고를 통한 빈곤완화에는 아직 미흡한 실정이며 직업훈련 경험여부만으로 빈곤완화 여부를 평가하기 보다는 직업훈련 경험의 질에 대해서 살펴볼 필요가 있다고 추론할 수 있다. 따라서 교육수준이 빈곤완화에 유의미한 영향을 미치는 요인으로 나타난 것과 연관지어, 직업훈련이 교육수준 향상과 관련한 현실적인 대안으로 적합하므로 직업훈련 경험이 빈곤완화에 유의미한 영향을 미칠 수 있도록 직업훈련에 대한 빈곤층의 참여를 증가시키기 위한 관련 정책 및 제도를 개선하는 등에 대한 정책적 고려가 필요하다. 취업경험은 극빈곤(E)-빈곤(P), 극빈곤(E)-완빈곤(M), 빈곤(P)-완빈곤(M) 모형에서는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나, 빈곤층의 경우 경력년수 증가와 빈곤완화 가능성이 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 반면 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)의 전환에 통계적으로 유의미한 영향( $p < 0.01$ )을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 곧 취업경험이 없을수록 빈곤의 악순환이 발생하는 것이라 할 수 있다.

둘째, 가족생애주기 관련 요인의 빈곤완화에 대한 영향을 분석하기 위하여 혼인상태, 가구주 여부, 학령기 자녀 유무가 통계적으로 유의미한 결정요인인지 살펴보았다. 혼인상태는 유배우 상태

일 때가 미혼, 이혼·별거·사별에 비해 빈곤이 완화될 것이라는 가설을 검증하였다. 그 결과, 극빈곤(E)-빈곤(P)으로의 전환과 극빈곤(E)-완빈곤(M)으로의 전환에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $p < 0.01$ ). 그러나 혼인상태가 극빈곤(E)에서 벗어나는 데에는 유의미한 영향을 미친 반면( $p < 0.01$ ), 빈곤 상태(P)에서 완빈곤(M)으로 전환할 결정요인으로는 유의미하지 않게 나타났다. 이는 유배우 상태일 때에 재취업 가능성은 높지만 고용형태가 불안정하며 괜찮은 일자리가 확보되지 않아 완빈곤(M) 상태로 전환하는 데에는 영향을 미치지 않는다고 추론할 수 있다. 가구주 변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 통계적으로 유의미하지는 않지만 가구주일수록 빈곤완화 효과가 정적인 관계를 보이는 것으로 나타났다. 학령기 자녀 유무 변수는 모든 모형에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $p < 0.01$ ). 특히 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)으로의 전환에 유의한 영향을 미치는 것은( $p < 0.01$ ) 자녀가 없을수록 빈곤의 악순환이 일어나는 것으로 추정할 수 있다.

셋째, 노동시장요인의 빈곤완화에 대한 영향을 분석하기 위하여 직종, 고용형태, 거주지역이 통계적으로 유의미한 결정요인인지 살펴보았다. 직종은 빈곤(E)-빈곤(P)으로의 전환( $p < 0.01$ )과 극빈곤(E)-완빈곤(M)으로의 전환( $p < 0.01$ ) 모형에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 직종이 극빈곤(E)에서 빈곤(P)으로, 그리고 극빈곤(E)에서 완빈곤(M)으로의 상태 전환인 극빈곤(E) 상태를 벗어나는 데에는 유의미한 영향을 미친 반면( $p < 0.01$ ), 빈곤(P)에서 완빈곤(M)으로 전환하는 결정요인으로는 유의미하게 나타나지 않았다. 이는 정규직 고용형태에 놓일 가능성이 높아서 빈곤(P)에서 완빈곤(M)으로 전환할 확률이 높은 관리 및 전문직에 종사하는 빈곤층의 수가 255명(3.1%)으로 많지 않기 때문인 것으로 추정된다. 고용형태가 상용직일수록 빈곤이 완화될 것이라는 가설을 검증한 결과, 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 이는 빈곤층의 경우 상용직에 종사할수록 오히려 업무손실에 대한 부담, 육아휴직에 대한 스트레스 등의 환경적인 어려움이 있을 수 있기 때문인 것으로 추론할 수 있으므로, 노동시장환경에 대한 개선이 필요할 것이다. 거주지역이 대도시일수록 빈곤이 완화될 것이라는 가설을 검증하였다. 거주지역의 경우 학자들마다 상반된 연구결과를 나타내고 있다. 본 연구의 분석결과, 거주지역이 대도시가 아닐수록 극빈곤(E)-빈곤(P)으로의 전환과 극빈곤(E)-완빈곤(M)으로의 전환이 높은 것으로 나타났다( $p < 0.05$ ). 그러나 극빈곤(E)에서 빈곤(P)으로, 극빈곤(E)에서 완빈곤(M)으로의 상태 전환인 극빈곤(E)을 벗어나는 데에는 유의미한 영향을 미친 반면( $p < 0.01$ ), 빈곤(P)에서 완빈곤(M)으로 전환하고 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M)으로 전환할 결정요인으로는 유의미하게 나타나지 않은 것은, 본 연구에서 거주지역의 분류가 각 지역의 산업구조와 기업규모의 차이가 반영되지 않으므로 취업·재취업이 임금수준과 고용형태에 대한 구체적인 차이가 드러나지 않기 때문인 것으로 추론할 수 있다. 즉 일자리 변동의 집중성이 지역에 따라 매우 다르며, 이에 따라 지역이 노동시장에서 빈곤완화의 근거가 되는 것이다. 그러나 극빈곤상태의 경우 빈곤완화와 유의한 영향이 있는 것으로 나타났으므로, 지역별 빈곤상태를 개선하기 위한 대책이 필요할 것으로 보인다.

## 2. 연구의 함의

본 연구는 빈곤층의 삶의 질 향상을 위해 다음과 같은 정책적 및 실천적 제언을 할 수 있을

것이다. 첫째, 사회안전망 구축이 절대적으로 필요하다. 본 연구에서 GARCH(1,1)-M모형의 설명력이 21.1%로서 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 극빈곤(E)-빈곤(P)-완빈곤(M) 현상은 미래에도 지속적으로 나타날 것이라고 예측되었다. 이러한 빈곤의 악순환과 인적자본 요인 중 직업훈련, 취업경험, 그리고 노동시장 요인 중 고용형태가 대부분의 모형에서 빈곤완화에 영향을 미치는 요인으로 나타나지 않는다는 것은 빈곤완화를 위한 사회안전망의 역할이 미미하다는 것을 확인할 수 있으며, 제도화된 사회보장체계의 근본적인 변화가 필요하다는 것을 보여준다.

둘째, 네트워크를 통한 효율적인 분권화 및 부처 간 횡적 협조·조정체계를 구축하는 것이 필요하다. 본 연구 결과 교육수준이 높을수록 빈곤이 완화되는 것은 유의미하게 나타난 반면, 직업훈련 경험의 경우 빈곤완화 간 상관성이 유의미하지 않은 것으로 나타난 것을 통해 교육과 직업훈련 간 연계의 중요성을 지적할 수 있다. 따라서 다양한 차원의 욕구를 가지는 대상에게 매우 적합한 형태의 사회서비스를 제공하기 위해, 네트워크 구축을 통하여 사회서비스를 통합하고 효율성을 제고하는 효과를 창출하여야 할 것이다. 고용서비스에서 가장 주목할 만한 경향들 중의 하나는 권한과 책임의 분권화(decentralization)로서 서비스의 접근 가능성을 높이고 대상자의 욕구에 맞추기 위해 중앙·지역별로 역할을 분배할 필요가 있다는 것이다. 중앙은 전체적인 고용정책을 결정하고, 지역은 그러한 정책을 보완할 수 있는 유연성을 확대함으로써 각 지역만이 가진 특유의 욕구를 충족시킬 수 있을 것이다. 핀란드가 고용정책, 기업정책, 정보사회정책, 시민참여정책을 정부정책 프로그램(Government Policy Program: GPC)이라는 명칭 하에 횡적 업무협조를 추구하는 정책(horizontal work)으로 채택·운용한 사례(OECD, 2007; 허재준 2008 재인용)와 노동시장의 현실적인 활성화를 위하여 EURES(European Employment Services) network와 EEA(European Economic Area)간 협력체계를 구축한 사례(European Commission, 1999)를 벤치마크할 수 있을 것이다. 노동시장의 지구화 및 지역화(glocalization) 현상이 가속화되면서 지역경제 및 노동시장을 활성화하는데 연계의 중요성이 부각되고 있다. 네트워크를 구축함으로써 클라이언트의 욕구 충족, 유희자원의 발굴 및 동원, 제공되는 서비스의 효율성 증진, 서비스 조직간 협조전략 등의 효과를 볼 수 있기 때문이다(이준영, 2007). 비록, 네트워크가 모든 문제를 해결하는 만능의 역할을 하는 것은 아니지만, 다양한 문제와 욕구에 대처하기 위한 신속하고 통합적인 하나의 방안으로서 네트워크 향상을 도모하는 것이 필요하다(류기형·류영미·박병현, 2009).

셋째, 본 연구결과를 통하여 주요 변수가 극빈곤(E)을 벗어나는 데에는 영향을 미치는 반면, 완빈곤(M)으로 전환하는데 유의미한 변수로서 교육수준과 학령기 자녀유무 뿐이라는 것은 현재의 미온적인 대처에서 나아가 법률 재편을 통한 일-양육 양립 관련 정책과 적극적 노동시장정책 확대 등의 정책 개선과 프로그램 마련 등의 필요성을 제기할 수 있는 근거를 보여주었다는 것이 본 연구가 가지는 함의라고 할 수 있다. 가족생애주기 요인 중 혼인 여부 및 학령기 자녀 유무가 빈곤상태 전환에 유의한 영향을 미치는 요인으로 나타난 것으로 보아 일-양육 양립 관련 정책의 확대가 중요하다고 할 수 있다. 따라서 고용서비스 및 직업훈련서비스의 상호 긴밀한 연계하의 원스톱(one-stop) 서비스 제공을 위한 법적인 규정을 통해 일-양육 양립체계를 통한 빈곤완화를 도모하는 것이 필요하다. 구체적으로 자녀를 제대로 돌봐줄 수 있는 육아서비스의 제공 문제가 빈곤층의 노동시장 진출 문제에 직결되기 때문에 휴가·휴직제도 및 유연근로시간제의 도입 및



확충에 대한 이해와 산전후휴가 및 육아휴직제도의 대상을 일-가정 양립이 어려운 모든 계층에 까지 확대가 필요하다고 보인다. 무엇보다 육아휴직급여의 소득대체 수준을 현실화하고 휴가 혹은 휴직 이후 직장복귀를 법적으로 보장하는 것을 강화해야 할 것이다.

넷째, 법과 제도적 조치들의 경우와 마찬가지로 본 연구에서는 극빈곤(E)을 벗어날 결정요인에 비해 빈곤(P)에서 완빈곤(M)으로 전환하는데 결정요인은 미비한 분석결과가 나타난 것으로 보아, 극빈곤(E), 빈곤(P), 완빈곤(M) 상태에 따른 맞춤형 일자리(target-oriented) 창출 프로그램을 강구해야 한다는 실천적 함의를 가질 수 있다. 즉, 본 연구에서는 빈곤상태를 극빈곤(E), 빈곤(P), 완빈곤(M)으로 분류함으로써 빈곤층 개인의 특성과 여건에 따라 다르게 빈곤완화가 달라질 수 있음을 인식하여 다양한 정책 제안이 가능하게 할 수 있다. 빈곤층의 개인 상황별 결정요인에 따라 그 결과를 바탕으로 돌봄을 위한 부모 휴가 등을 통해 가정으로 가도록 하는 가족화 프로그램과 경제적 부양을 위해 공공보육 등을 통한 탈가족화 프로그램으로 분류하는 등 맞춤형 프로그램 내용을 설계해야 할 것이다. 덧붙여 이들 프로그램이 성공적이고 지속적으로 운영되기 위해서는 시민사회의 자율성이 보장될 때 사회안전망의 기능을 할 가능성이 높다는 것을 인식하여 상부상조 및 사회통합 등의 담론을 지역 내외로 끊임없이 형성하고 유포해야 할 것이다 (Boram Hwang, 2008a).

본 연구는 빈곤을 이분법적인 관점에서 벗어나 정도의 관점으로 접근하였을 뿐 아니라, 시간에 따라 변하는(time-varying) 것을 예측하고 시계열의 오차항이 이분산성(heteroskedasticity)을 가지고 있을 때 조건분산을 예측하기에 적절한 모형을 설계하여 양적 측정을 시도함으로써 빈곤 상태 간 전환을 보다 객관적으로 관찰함으로써 각 변수들과 빈곤완화의 종단적인 변화관계를 검증하였다는데 의의가 있다. 그러나 빈곤완화에 대한 총체적인 이해에만 집중하고 있기에, 심층적인 분석이 이루어지지 못한 한계에 이를 보완하기 위해서 질적 연구 등을 통한 보완이 필요할 것이다. 더불어 본 연구자는 무엇보다 빈곤완화가 사회적 책임이라는 인식을 가지는 것을 통해서 본 연구가 정책적 및 실천적으로 실현되기를 바란다.

## 참고문헌

- 강철희·김교성. (1999). “실업자의 재취업과 재취업형태에 관한 연구”. 『한국사회복지학』 39: 5-40.
- 구인회. (2005). 빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인, 『한국사회복지학』 57(2): 351-374.
- 김가을. (2007). “비취업여성의 고용상태 변화와 결정요인에 관한 분석: 생애주기별 분석”. 이화여자대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 금재호. (2003). “일과 빈곤”. 제4회 한국노동패널 학술대회 논문집 II.
- 류기형·류영미·박병현. 2009. “지역사회복지서비스 네트워크 활성화에 관한 연구: 부산광역시 동구지역을 중심으로”. 한국사회복지행정학 11(3): 1-31.
- 박병현. (2004). 사회복지정책론-이론과 분석. 현학사.

- 박현순. (2009). “생태체계적 관점에서 본 기혼여성과 한부모 여성의 취업영향 요인 비교연구”.  
청주대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 신순철·김문조. (2007). “작업과 고용형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향”, 『보건과 사회과학』  
22: 205-224.
- 유태균. (1999). “IMF 이후 발생한 실업자의 실업탈피 가능성 결정요인에 관한 연구”. 『한국사회복  
지학』39: 210-237.
- 이상호·최효미. (2004). “가구주의 취업형태와 빈곤의 구조”. 한국노동연구원 리서치브리프
- 이준영. (2007.) “사회복지 네트워크(network)의 이론과 과제”. 한국사회복지행정학회 춘계학술대  
회 자료집, 3-34.
- 이호진·송원호·장국현·정삼영. (2007). 『헤지펀드에 대한 주요국 규제동향과 정책적 시사점』. 대외  
경제정책연구원.
- 이홍재·박재석·송동진·임경원. (2007). 『EViews를 이용한 금융경제 시계열 분석』. 경문사.
- 임세희. (2006). “빈곤탈출의 결정요인”. 『사회보장연구』. 22(2): 253-277.
- 장지연·호정화. (2001). “여성 미취업자의 취업의사와 실업탈출과정: 미취업기간 탈출률의 성별비  
교를 중심으로”. 『한국사회학』 35(4): 159-188.
- 정인수. (2001). “지역별 취업이탈확률 및 요인에 관한 연구”. 제2회 한국노동패널학술대회 논문집.
- 지은정. (2007). “근로빈곤층의 빈곤탈출 결정요인 연구: 근로빈곤노동시장의 경로제약성을 중심으  
로”. 『한국사회복지학』 59: 147-174.
- 최문선·백지선·황선영. (2010). “연속형-GARCH 시계열의 범주형화(Clipping)를 통한 분석”. 『응용  
통계연구』. 23(4): 683-692.
- 최옥금. (2004). “근로빈곤층의 '괜찮은 일자리(decent job)' 이동에 관한 연구: 임금일 자리를 중심으  
로”. 성균관대학교 사회복지학과 석사학위논문.
- 허재준. (2008). “노동정책의 방향 전환을 위한 새로운 시도”. 노동리뷰 46: 14-26.
- 홍경준. (2004). “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로”, 『사회복지연구』 24(봄호):  
187-210.
- Anker R, I. Chemyshev, P. Egger, F. Mehran and J. Ditter. (2002). “Measuring Decent Work with  
Statistical Indicators”. Policy Integration Department Statistical Development and Analysis  
Group Working Paper 2. ILO. Geneva.
- Ashenfelter, Orley. (1978). “Estimating the Effect of Training Programs on Earning”. *The Review of  
Economics and Statistics*. 60(1): 47-57.
- Atkison, A. B. (1998). *We must measure poverty*. New Statesman 127(4390). London: New  
Statesman Ltd.
- Barro, R. J. (1999). “Human Capital and Growth in Cross-Country Regressions”. *Swedish Economy  
Policy Review* 6(2): 237-277.
- Bauwens Luc, Arie Preminger, Jeroen V.K. Rombouts. (2007). Theory and Inference for a  
Markov-Switching GARCH Model. cahier de recherche Working Paper 7-33.

- Blalock, A. B. (1990). *Evaluating Social Programs at the state and Local Level: The Jtpa Evaluation Design Project*. Michigan: W. E. Upjohn Institute.
- Boram Hwang. (2008a). Developmental Challenges and New Social Welfare Responses in Rural Regions: The Korean Case. *Social Welfare Policy* 33: 85-109.
- Boram Hwang. (2008b). Toward the Keynesian Workfare Strategy and the Condensing- in of State: and Interpretation of the Recent Restructuring in the Korean Social Welfare Regime. *Social Welfare Policy* 35: 481-508.
- Bowen, W and T. A. Finegan. (1969). *The Economics of Labor Force Participation*. Princeton University Press.
- Cain, Glen G. and Martin D. Dooley. (1976). "Estimation of a Model of Labor Supply, Fertility, and Wages of Married Women". *Journal of Political Economy* 84(4). 179-199.
- Daly M. C., Duncan G. J., McDonough P. and Williams D. R., (2002). "Optimal Indicators of Socioeconomic Status for Health Research". *American Journal of Public Health*, 92(7): 1151-1157.
- Dickens Redux. (2004). Globalization and the Informal Economy. in 『Liberating Economy: feminist perspectives on families, work, and globalization』. Edited by Drucilla K. Baker and Susan F. Feiner. Ann Arbor: University of Michigan Press
- Engle, Robert F. T. Bollerslev. (1986). "Modelling the Persistence of Conditional Variances," *Econometric Reviews* 5: 1-50.
- Engle, Robert F. Lilien, David M. Robins, Russell P. (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model". *journal Econometrica*. 55(2): 391-407
- European Commission. (1999). Memorandum of Understanding between the Public Employment Services of the EEA for the development of the EURES network. in The modernisation of Public Employment Services in Europe - three key documents-, edited by European Commission, Employment and Social affairs. Employmentnet and European Social Fund, 29-34
- Heckman, J. and G. Borjas. (1980). "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence". Special Symposium issue on Unemployment *Economica* 47: 247-283.
- Ho. Tai-kuang. (2004). How Useful are Regime-Switching Models in Banking Crises Identification?. 2004 Far Eastern Meetings #764. Econometric Society.
- Jessop, B. (1994). "The transition to post-Fordism and the Schumpeterian workfare state" in *Towards a Post—Fordist Welfare State*. Edited by Burrows, R. and Loader, B. London: Routledge.
- Krieger N., Chen J. T., Ebel G. (1997). "Can we monitor socioeconomic inequalities in health? A survey of U. S. Health Department's data collection and reporting practices", *Public Health Reports*, 112: 481-491.

- Kroner, Kenneth F. Lastrapes, William D. (1993). "The impact of exchange rate volatility on international trade: Reduced form estimates using the GARCH-in-mean model," *Journal of International Money and Finance*, 12(3): 298-318.
- Markus Haas. Stefan Mittnik. Marc S. Paoletta. (2004). "A New Approach to Markov-Switching GARCH Models". *Journal of Financial Econometrics* 2(4): 493-530.
- Markus, Gregory B. (1979). *Analyzing Panel Data*. Bererly Hills, Calif.: Sage Publication.
- Massey, D. B. (1995). *Spatial Division of Labor: Social structures and the geography of production.*, 2nd edition. New York: Routledge.
- Mincer, J. and Solomon Polachek. (1974). "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of Political Economy*. 82(2): 76-108.
- OECD. (1994). *The OECD Job study, evidence and explanations, Part II*
- Pierson, Paul. (2001). "Post-industrial Pressures on the Mature Welfare States". in *The New Politics of the Welfare State*. Edited by Pierson, P. Oxford University Press.
- Rosenthal, S. S. and W. C. Strange. (2003). "Geography, Industrial Organization and Agglomeration". *Review of Economics and Statistics* 85: 377-393.
- Sassen, S. (2001). *The Global City: New York, London, Tokyo*, Princeton University Press.

---

유영미(柳永美): 부산대학교에서 사회복지학 박사를 받고 현재 울산과학기술대학교 사회복지과 조교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 지역사회, 조직관리, 공동체, 사회복지법, 사회복지행정 등이며, 주요 논문으로는 "지역사회복지 서비스 네트워크 활성화에 관한 연구-부산광역시 동구지역을 중심으로"(2009), "노인의 지역사회 거주 의사에 영향을 미치는 요인: 부산광역시 노인조사 결과를 중심으로"(2007) 등이 있으며, 주요 저서로는 사회복지법제론(2014) 등이 있다(ymyoo@uc.ac.kr).

Abstract

## A Study on the Factors that Influence in Discrepancies of the Poverty State: by applying GARCH and ARCH model based on Markov transition Probability

Yoo Young-mi

This study investigated the impact factors on poverty alleviation. This study verified the effects of human capital factor, family life cycle factor, and labor market factor. The major results of analyzing by applying GARCH and ARCH model based on Markov transition Probability conducted to understand the factors in discrepancies of poverty state. This study has the following implications. First, social safety net should be absolutely established for activation of anti-poverty policy. Second, in connection with the approach through network, appropriate service support should be sought through efficient decentralization and establishment of horizontal cooperation and adjustment system. Third, the need for policy improvement and arrangement of program through reorganization of legislation can be proposed, advanced from the lukewarm management of today. Fourth, the direction needs to be set in regard to the policy and systematic reform to expand the policy that ensures compatibility between work and child caring. Furthermore, customized service and program should be arranged that meet the need of the poor, in which the autonomy of civil society and the role of the corporate and private sectors are ensured.

Key Words: poverty alleviation, social safety, network

